UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

CENTRE DE RECHERCHE SUR LES TRANSPORTS

CASE POSTALE 6128, SUCCURSALE A, MONTRÉAL, QUÉBEC, H3C 3J7

ELASTICITE DE LA DEMANDE DE LOGEMENT AU CANADA: NOUVEAUX RESULTATS SUR DES DONNEES DESAGREGEES*

par

Alain Lapointe** et Hugues Moisan***

* Version modifiée du texte présenté à l'A.C.F.A.S., Sherbrooke, 1981.

** Professeur à l'Ecole des Hautes Etudes Commerciales de Montréal.

*** Etudiant au programme M.Sc., Ecole des Hautes Etudes Commerciales de Montréal.

Ce rapport a été publié grâce à une subvention du fonds F.C.A.C. pour l'aide et le soutien à la recherche

Université de Montréal

Centre de recherche sur les transports - Publication #281
Ecole des Hautes Etudes Commerciale -
Rapport de recherche #82-20

Octobre 1982

Dépôt légal - 1er trimestre 1983

Résumé

L'estimation des élasticités revenu et prix de la demande de logement a été l'objet de nombreuses recherches tant au Canada qu'aux Etats-Unis en raison des nombreux problèmes économétriques qu'elle soulève et de la disparité des résultats obtenus. Le présent article s'inscrit en continuité avec ces recherches et a pour but de mettre en perspective les résultats récents sur la demande de logement au Canada. Les estimations présentées ont l'avantage de reposer sur un échantillon de données désagrégées des ménages et de leur logement pour les deux plus grandes zones métropolitaines au Canada, soit Montréal et Toronto. Notre contribution est originale dans la mesure où elle incorpore au modèle une variable prix obtenue en appliquant la méthode des prix hédoniques.

La première partie présente un inventaire des problèmes économétriques rencontrés dans l'estimation de la fonction de demande du logement soit les biais d'agrégation, de spécification et d'échantillonage. La deuxième partie porte sur la spécification du modèle retenu pour les fins d'estimation. La dernière partie est consacrée à la présentation des résultats. Les principales conclusions sont d'une part que l'exclusion de la variable prix dans l'estimation des fonctions de demande pour le logement à un effet relativement faible sur la mesure de l'élasticité revenu et d'autre part que les élasticités pour Montréal et Toronto obtenues dans les études récentes ont été sous-estimées en raison de l'utilisation de variables inappropriées comme mesure du revenu et des dépenses de logement.

Il existe déjà un nombre impressionnant d'études sur l'élasticité de la demande de logement tant au Canada qu'aux Etats-Unis. Ce qui caractérise ces études toutefois, c'est la diversité des méthodes utilisées et la disparité des mesures d'élasticité obtenues. La réconciliation des résultats effectuée par certains auteurs (De Leeuw aux Etats-Unis et Dagenais au Canada)[1] a contribué à réduire considérablement l'incertitude sur la valeur de l'élasticité de la demande de l gement. Une analyse plus récente de Polinsky[2] a permis d'aller encore plus loin dans la taxonomie des problèmes propres à ces études en examinant conjointement les problèmes de spécification et ceux d'agrégation.

Notre analyse s'inscrit dans le cadre de cette dernière contribution et a pour but de mettre en perspective les résultats récents sur la demande de logement au Canada[3]. Elle a l'avantage de reposer sur un échantillon de données désagrégées des ménages et de leur logement pour les principales zones métropolitaines du Canada. De cette façon, il nous est possible de spécifier un modèle qui se rapproche sensiblement du "vrai" modèle à partir duquel se fait l'analyse des biais de spécification. Ce modèle inclue entre autre une variable prix obtenue en appliquant la méthode des prix hédoniques.

---

1. De Leeuw, F. "The Demand for housing: A Review of Cross-section Evidence", R.E.S., vol. 53, février 1971.

   Dagenais, M. "La demande d'habitation est-elle élastique? Un essai de réconciliation d'analyse économique", Actualité économique, vol. 46, juillet 1970.

2. Polinsky, A.M., "The Demand for Housing: A Study in Specification and Grouping", Econometrica, vol. 45, mars 1977.

3. Steele, M., La demande de logement au Canada, Statistique Canada, cat. 99-763F, 1979.

Nous reprenons dans un premier temps les résultats des études de coupes transversales et l'analyse des biais de spécification qui y sont associés. Dans cette partie, nous analysons de façon plus spécifique les biais d'agrégation, de spécification et d'échantillonage. La seconde partie porte sur la spécification du modèle finalement retenu pour fins d'estimation. La dernière partie, est consacrée à la présentation des résultats pour Montréal et Toronto.

1. Les mesures d'élasticité logements: analyse des diverses sources de biais

Un très grand nombre d'études ont été consacrées à l'estimation des élasticités prix et revenu du logement. Les résultats de certaines de ces études portant sur les données de coupes transversales sont reproduits au tableau 1.

TABLEAU 1

RESUME DES DIVERSES ESTIMATIONS
DES ELASTICITES REVENU ET PRIX
(ETUDES DE COUPES-TRANSVERSALES)

Auteurs[a)]	Types de données	Elasticité-revenu	Elasticité-prix
Maisel et Winnick (1960)	agrégées	0.624 prop. 0.557 loc.	
Muth (1960)	agrégées	1.68	-1.59
Reid (1962)	agrégées	1.7 et 2.05 prop. 1.0 et 0.8 loc.	
Lee (1968)	micro	0.8 prop. 0.65 loc.	
Winger (1968)	agrégées	1.05	
Maisel, Burnham. Austin (1971)	micro	.46 prop.	-.87 prop.
Carliner (1973)	micro	.48 loc. .57 prop.	-.80 approx.
Lee et Kong (1977)	micro	.868 prop. .695 loc.	-.570 prop. -.555
Polinsky et Ellwood (1979)	micro	.39	-.67
Steele (Canada-1979)	micro	.4 prop. .17 loc.	- -

a) Les références précises sont données dans la bibliographie.

La première impression qui se dégage de l'examen de ces résultats est certainement la forte disparité des mesures obtenues. L'élasticité revenu varie entre 0.39 (Polinsky et Ellwood) et 2.05 (Reid) et les élasticités prix entre -.5 (Carliner) et -1.59 (Muth). Toutefois, un examen plus attentif permet de constater que les élasticités revenu basées sur les données micro sont systématiquement plus faibles laissant entrevoir un biais possible d'agrégation. De plus, certaines études introduisent la variable prix d'autres pas. L'exclusion d'une telle variable peut entraîner un biais de spécification. Enfin, à l'intérieur de chaque groupe d'études, soit celles basées sur les données agrégées ou sur les données micro, la disparité des résultats provient souvent de l'échantillon ou encore des mesures retenues pour les variables du modèle. Nous allons analyser successivement ces diverses sources de biais en commencant par les problèmes d'agrégation, ceux du choix de l'échantillon, la spécification du modèle et finalement la définition des variables.

Pour faciliter cette discussion nous distinguerons quatre types d'échantillons sur lesquels reposent les analyses de coupes transversales.

- (type I) échantillon de données individuelles à l'intérieur d'un seul marché.
- (type II) échantillon de données individuelles sur plusieurs marchés.
- (type III) échantillon de données groupées sur un seul marché (données sur les secteurs de recensement par exemple).
- (type IV) échantillon de données groupées sur plusieurs marchés.

Les deux premiers types d'échantillon refèrent aux données micro des ménages individuels sur un seul marché soit une zone métropolitaine ou encore sur plusieurs marchés. Les deux derniers refèrent aux données agrégées (secteurs de recensement) sur un seul marché ou encore sur plusieurs marchés.

a) Le biais d'agrégation

Le premier problème qu'il convient d'étudier est celui du biais possible d'agrégation dans l'estimation de l'élasticité revenu du logement. Un des avantages généralement reconnu dans l'utilisation des données groupées de type III et IV est que celles-ci conduisent à une mesure du revenu qui se rapproche davantage de celle du revenu permanent. En effet, dans le calcul des valeurs moyennes découlant du processus d'agrégation, les composantes transitoires du revenu ont tendance à se compenser. Toutefois, les bénéfices apparents du point de vue de la mesure du revenu permanent sont souvent annulés par les biais d'agrégation que cette procédure engendre.

Prenons l'équation de demande pour le logement

1) $q = \alpha i + \beta y + \gamma p + u$

où q, y et p représentent les vecteurs des N observations du logarithme de la quantité de service de logement, du revenu permanent et du prix relatif du service de logement respectivement. i est un vecteur unitaire, de dimension (NX1). Si on additionne p des deux côtés de l'équation, on obtient la relation généralement estimée entre les dépenses de logement d et les variables de prix et revenu, soit:

2) $d \equiv p + q = ai + by + cp + u$

où $c = 1 + \gamma$. L'équation 2) peut être estimée à partir d'un échantillon de type I ou II soit des données micro sur un seul marché ou plusieurs marchés. Dans le cas de données groupées, l'équation 2) peut, s'écrire de la façon suivante:

2') $\bar{d} = a\bar{i} + b\bar{y} + c\bar{p} + \bar{u}$

où $\bar{d} = Gd$, $\bar{y} = Gy$, $\bar{p} = Gp$, $\bar{u} = Gu$, étant une matrice d'agrégation appropriée selon qu'il s'agit de données groupées par secteur de recencement à l'intérieur d'une même zone métropolitaine, (échantillon de type III) ou encore de moyennes pour chaque zone (échantillon de type IV).

On peut facilement montrer que si dans le processus d'agrégation les hypothèses des moindres carrés ne sont pas violées, comme ce serait le cas par un groupement implicite en fonction de la variable dépendante, la procédure des moindres carrés généralisés conduit à des estimateurs non biaisés. Toutefois, la variance des coefficients estimés sera plus grande que celle qu'on aurait obtenue à partir de l'estimation sur les données désagrégées. Une façon de minimiser ce problème, est de regrouper en fonction de la valeur d'une variable explicative tel le revenu par exemple.[1]

Or, le problème particulier aux analyses de la demande de logement sur les données agrégées est que le groupement par secteur de recensement ou encore par zone métropolitaine correspond implicitement à un regrou-

---

1. Johnston, J. Econometric Methods, McGraw Hill Int., 1972, pp. 228-235.

pement selon la qualité ou encore la valeur du logement. En effet, les secteurs de recensement sont définis de façon à assurer une certaine homogénéité du point de vue des caractéristiques socio-économiques et de la qualité du logement. De même, la stratification par zones métropolitaines a pour conséquence de regrouper l'information en zones à coûts élevés et celles à coûts faibles. De tels regroupements implicites en fonction de la valeur de la variat.e dépendante introduit une corrélation entre la variable indépendante et le terme d'erreur et entraîne un biais d'agrégation[1]. Une analyse empirique des biais d'agrégation dans l'estimation de la demande de logement montre qu'une telle procédure de groupement des données en fonction de la variable dépendante conduit à une surestimation de l'élasticité revenu de près de 70 pour cent. Ceci explique en partie les différences systématiques dans les mesures d'élasticité-revenu observées entre les études portant sur les données micro et celles utilisant les données agrégées.

b) Le biais de spécification

Le second type de problème réside dans le biais possible de spécification découlant de l'exclusion de la variable prix dans les équations, 2) ou 2'). Selon le type d'échantillon utilisé, on peut distinguer quatre types de mauvaises spécifications.

---

1. Feige, E. et Watts, H. "An Investigation of the Consequences of Partial Aggregation of Micro-Economic Data" Econometrica, 40, mars 1972.

2. Smith, B. et Cambell, J.M. "Aggregation Biais and Demand for Housing" International Economic Review, 19, juin 1978.

1) Estimation sur un échantillon de type II (données individuelles-plusieurs marchés) sans la variable prix, soit:

$$d = \tilde{a}_0 + \tilde{E}_{y.0}y + \tilde{u}$$

2) Estimation sur un échantillon de type I (données individuelles-un seul marché) sans la variable prix, soit:

$$d = \hat{a}_0 + \hat{E}_{y.0}y + \hat{u}$$

3) Estimation sur un échantillon de type III (données groupées-un seul marché) sans la variable prix, soit:

$$d = \bar{a}_0 + \bar{E}_{y.0}y + \bar{u}$$

4) Estimation sur un échantillon de type II avec la moyenne des prix sur chaque marché, soit:

$$d = \tilde{a}_0 + \tilde{E}_{y.p}y + \tilde{E}_{p.y}p + \tilde{u}$$

En comparant ces diverses estimations avec le vrai modèle spécifié à l'équation 2, dont les élasticités revenu et prix peuvent être dénotées par $E_{y.p}$ et $E_{p.y}$, Polinsky[1] arrive à la classification suivante du biais sur l'élasticité revenu:

$$\hat{E}_{y.0} < \tilde{E}_{y.p} < \tilde{E}_{y.0} < E_{y.p} < \bar{E}_{y.0}$$

et pour l'élasticité prix:

$$\tilde{E}_{p.y} > E_{p.y}$$

---

1. De Leeuw, op. cit.

La relation entre le revenu et le prix est essentiellement un phénomène spatial et l'auteur peut rationaliser la classification précédente à l'aide d'un modèle de localisation spatiale. En effet, les modèles de localisation intra-ville conduisent à une répartition des groupes de revenus sur le territoire telle que les hauts revenus auraient tendance à se localiser plus loin du centre en raison d'une élasticité revenu de la demande d'espace supérieure à celle des coûts marginaux de transport. Ainsi, il existerait une corrélation négative entre le niveau de revenu et le prix du logement. Le fait d'exclure la variable prix dans l'estimation sur un seul marché tend donc à sous-estimer l'élasticité revenu.

La localisation inter-ville peut être examinée dans le cas d'individus ayant les mêmes préférences et un revenu identique s'ils travaillent dans la même ville et un revenu différent s'ils travaillent dans des villes différentes. On suppose que la structure des coûts de transport est telle que le revenu net dans une ville à revenu élevé est plus grand que celui dans une ville à revenu moins élevé et ce, pour une même distance du centre-ville. Sous l'hypothèse d'une mobilité parfaite entre villes, la satisfaction de chaque individu sera la même quelque soit la ville où il habite lorsque le prix du logement dans une ville à revenu élevé sera plus grand à une distance donnée du centre que dans une ville à revenu plus faible. Il y aura donc une relation positive entre la moyenne des revenus et la moyenne des prix d'une ville à l'autre.

Ainsi, dans un échantillon de type I, l'élasticité revenu $\tilde{E}_{y.0}$ obtenue de la régression des dépenses de logement sur le revenu sera sous-estimée puisque si la demande est inélastique par rapport au prix, les dépenses de logement diminuent à mesure que le prix baisse avec la distance et le revenu plus élevé des ménages.

Dans un échantillon de type II, l'élasticité revenu $\tilde{E}_{y.0}$ sera également biaisé à la baisse par le pattern de localisation intra-cité mais cette fois ce biais est réduit par l'effet inter-marché qui établit une relation positive entre le revenu et le prix.

Dans un échantillon de type II, où l'élasticité revenu $\tilde{E}_{y.p}$ est obtenue de la régression des dépenses de logement sur le revenu et un indice des prix moyens, le biais est plus élevé que dans le cas précédent puisque l'introduction du prix dans l'équation permet de contrôler pour l'effet inter-marché.

Dans un échantillon de type III, où l'élasticité revenu $\bar{E}_{y.0}$ est obtenue de la régression des dépenses de logement sur le revenu sans la variable prix, on surestime l'élasticité revenu puisque l'effet prix inter-marché positif n'est pas contrôlé par la variable prix.

Enfin, en ce qui concerne l'estimation de l'élasticité prix $\tilde{E}_{p.y}$ dans un échantillon de type II, le biais sera généralement à la hausse. En effet, dans la mesure où les revenus moyens et les prix sont corrélés, un acroissement dans le prix moyen implique que le ménage se déplace vers la ville à forts revenus. Puisque le revenu du ménage est fixe, cela implique qu'il est plus pauvre après le déplacement et devrait se situer plus près du centre où les prix sont encore plus élevés. Puisque la demande est inélastique, alors on tend à surestimer le changement dans les dépenses associées à un changement de prix.

L'analyse précédente sur la direction des biais de spécification repose sur des hypothèses passablement restrictives concernant l'allocation spatiale des groupes de revenus à l'intérieur d'une même zone métropolitaine ou encore d'une zone à l'autre. Comme nous le verrons, dans certains cas la corrélation revenu-distance-prix est très faible et le biais de spécification négligeable. Ce qui apparait le plus intéressant dans les résultats précédents, c'est l'analyse combinée des problèmes d'agrégation et de spécification. On peut constater en effet que le biais de spécification est significativement différent selon que l'estimation porte sur les données agrégées ou les données micro. Par exemple, l'exclusion de la variable prix conduit à une surestimation de l'élasticité revenu dans un échantillon de type III alors qu'elle est sous-estimée dans le cas d'un échantillon de type I ou II.

c) Le biais d'échantillonnage

Une autre source de problèmes provient de la forte hétérogénéité du bien étudié et de la nécessité d'utiliser des échantillons composés de sous ensembles du stock de logement original. De telles procédures tendent à introduire des biais d'échantillonnage. L'équation généralement estimée dans les analyses de la demande de logement, est l'équation 2) dans lequel la variable prix a été exclue. On peut considérer une telle équation comme un modèle de forme réduite provenant de l'équilibre entre la demande de logement telle que décrite dans l'équation 1) et l'offre représentée par la fonction suivante:

$$3)\quad q = \alpha' i + \varepsilon' p$$

On suppose que les données proviennent d'un échantillon de type III donc des données groupées sur un seul marché et que les prix sont constants. De ces équations, on peut obtenir la forme réduite en substituant dans 1) la valeur de p obtenu dans 3), soit:

$$4)\quad q = A + BY$$

ou encore en utilisant la dépense comme variable dépendante:

$$4')\quad d = A' + BY$$

où $A' = A + p$

$$B = \frac{\beta}{1 - \gamma/\beta'}$$

Ainsi B est fonction de β, l'élasticité revenu de la demande et de γ et ε' les élasticités prix de la demande et de l'offre respectivement. B ne donne une estimation valable de l'élasticité revenu que dans la mesure où ε' est très grand. Les modèles d'équilibre basés sur l'estimation d'une forme réduite ne peuvent fournir des estimateurs valables de l'élasticité revenu de la demande que dans le contexte

d'une offre parfaitement élastique. Or, l'échantillon choisi doit être en mesure de contrôler pour la forte hétérogénéité du bien autrement on risque de traiter comme comparables des observations qui en fait ne le sont pas et ainsi introduire un problème de spécification du modèle. L'expérimentation se trouve donc dans le dilemme qui consiste à sélectionner une sous-catégorie de logement homogène mais qui présente une élasticité de l'offre plus faible[1] que pour l'ensemble ou encore un sous-groupe de consommateurs dont l'élasticité revenu est plus faible que l'ensemble. Par exemple, la plupart des études stratifient leur échantillon selon le mode d'occupation et plusieurs utilisent les seules maisons unifamiliales assurées par la FHA. Bien qu'une telle procédure permette d'obtenir une plus grande homogénéité au niveau du produit, elle tend à exclure les maisons à prix élevé et ainsi sous-estimée l'élasticité revenu. Dans le cas des <u>données micro</u>, on peut supposer que le prix est donné pour le ménage individuel de telle sorte les choix sont indépendants des influences de l'offre.

A la lumière de l'analyse précédente et des efforts de réconciliation déjà effectués, on peut revoir les résultats de quelques études mentionnées précédemment. Par exemple, De Leeuw[2] essaie de réconcilier les différentes études sur la base de trois critères:

a) La variable à laquelle la théorie du consommateur et la plupart des études empiriques refèrent sont les dépenses de logement par unité de temps et non la valeur du marché pour ce logement. Le rapport entre les deux tend à se comporter de façon systématique avec le revenu de telle sorte que les élasticités revenu calculées à partir de la valeur marchande devraient être réduites de 15 à 20%.

---

1. Il est généralement reconnu que l'élasticité de l'offre est moindre, plus près du centre qu'en périphérie.
2. op. cit.

b) Une seconde caractéristique des études, est qu'elles ne prennent pas en considération le fait que le propriétaire occupant dérive un revenu non monétaire de la valeur locative de sa maison. Une telle omission tend à créer un biais égal en pourcentage à 10 fois la différence entre l'élasticité estimée et 1.0.

c) Un dernier type d'ajustement concerne l'utilisation d'un sous échantillon non représentatif de l'ensemble. Par exemple, les données provenant des maisons financées par la FHA excluent les propriétés dont le prix est très élevé. Ceci tend à biaiser l'élasticité revenu vers le bas. Un tel biais d'échantillonage nécessite que la valeur de l'estimé soit ajusté à la hausse de 40 à 50 pour cent.

Dans les études examinées par De Leeuw, trois portent sur un échantillon de données groupées sur un seul marché (échantillon de type III) avec la variable prix omise. Une fois ajustées en fonction des critères précédents, les élasticités revenu $\bar{E}_{y.0}$ sont de 1,25 dans Winger (1968), entre 1,35 et 1,46 pour les propriétaires et .94 pour les locataires dans Reid (1962) et 1,1 pour les propriétaires dans De Leeuw (1971).

L'étude de Lee (1968) porte sur un échantillon de données individuelles sur plusieurs marchés (échantillon de type II) avec la variable de prix omise. L'élasticité obtenue $\tilde{E}_{y.0}$ est de .65 pour les locataires et entre .66 et .76 pour les propriétaires.

Puisque la vraie élasticité se trouve entre les estimations sur les données individuelles et groupées dans un seul marché avec la variable prix omise, soit entre $\tilde{E}_{y.0}$ et $\bar{E}_{y.0}$, on peut dire que l'élasticité revenu pour les locataires est approximativement entre .6 et .9 et pour les propriétaires entre .7 et 1.4.

Du côté de l'élasticité prix, les résultats sont beaucoup moins nombreux, Muth (1960) obtient une élasticité de -1.59 . Toutefois, dans une étude plus récente (Muth 1971) sur une équation correctement spécifiée, il obtient des élasticités prix variant entre -.80 et -.67 . Ceci est très près de l'estimation obtenue par Maisel et autres (1971).

Il faut souligner enfin que les ajustements précédents sur les élasticités revenu à partir de données agrégées ne tiennent pas compte du biais d'agrégation résultant d'un groupement implicite en fonction de la variable dépendante soit la valeur de la maison. Dans un tel cas, l'élasticité revenu peut être surestimée de plus de 50 pour cent. Si on tient compte de ce dernier élément le champ de variation de l'élasticité revenu propriétaire serait compris entre .7 et .8 .

2. Nouveaux résultats sur la base des données désagrégées

La discussion précédente suggère que le modèle à estimer devrait porter sur des données micro et être spécifié de la façon suivante:

$$7) \quad d = b_0 + b_1 y + b_2 p + u$$

où d : est le logarithme des dépenses de logement

y : est le logarithme du revenu permanent

p : le logarithme du prix du service de logement

Nous avons estimé ce modèle sur la base des données de la Société Centrale d'Hypothèque et de Logement (SCHL) de 1974 et portant sur un échantillon des ménages et de leur logement dans chacune des principales zones métropolitaines au Canada. L'échantillonnage est basé sur le recensement de 1971 de telle sorte qu'une partie de l'échantillon comprend les réponses des ménages pour l'année 70 et 73[1].

Le recours à des données désagrégées présente plusieurs avantages dont celui de reproduire l'information sur les comportements microéconomiques sur lesquels repose la spécification du modèle. De plus, il permet de réduire les biais d'agrégation associés aux estimations à partir des données groupées. Comme nous l'avons déjà mentionné, l'utilisation des données par secteur de recensement a pour conséquence de regrouper un nombre disproportionné de ménages de revenu moyen élevé avec fortes préférences pour le logement de même qu'un nombre disproportionné de ménages dont les préférences pour le logement et le revenu sont faibles. Ceci a pour conséquence de biaiser les élasticités revenu à la hausse. Par contre, l'utilisation des données groupées a l'avantage de fournir une mesure acceptable du revenu permanent. Ainsi, un premier problème à résoudre suite à l'utilisation des données désagrégées est la définition d'une mesure adéquate du revenu permanent. Un autre problème qui découle de la spécification du modèle consiste à obtenir une mesure du prix du service de logement dont la valeur diffère d'une observation à l'autre. Nous allons discuter successivement l'un et l'autre de ces problèmes.

Dans les analyses de coupes transversales, la méthode la plus souvent employée pour calculer le revenu permanent est de classifier les ménages

---

1. Pour de plus amples détails, consulter: Société Centrale d'Hypothèque et de Logement, Inventaire 1974 du parc résidentiel: Information de base et notes statistiques, 1976.

selon certains groupes homogènes et de prendre alors le revenu moyen du groupe comme mesure du revenu permanent. Intuitivement, cette idée de regrouper les ménages a beaucoup de sens puisqu'elle a pour effet d'éliminer l'influence de la composante transistoire du revenu. Dans ce contexte, Polinsky[1] suggère, après une classification préalable de la distribution des revenus disponibles, d'attribuer à tous les membres faisant partie d'une classe donnée, le revenu médian de la classe.

Toutefois, cette méthode de groupement pour le calcul du revenu permanent présente un certain nombre de faiblesse. D'abord, pour que la composante transitoire du revenu tende vers zéro dans le calcul de la moyenne, il faut que le nombre d'observations dans chaque groupe soit relativement grand. De plus, cette méthode ne permet pas de tenir compte des revenus futurs anticipés qui sont de première importance dans la prise de décision pour le logement. Enfin, elle néglige le cas où des ménages d'un même groupe puissent avoir des revenus permanents différents en raison de différences autres que celles qui ont servi à la classification.

Comme nous disposions dans notre échantillon du revenu en 1970 et 1973, il était possible, sur la base des taux de croissance observés, de générer les revenus futurs par groupe d'âge. Le revenu permanent est alors calculé comme une moyenne des revenus futurs et présents pondérés par un taux d'escompte approprié[2]. Nous avons également utilisé une moyenne simple des revenus passés et présents. Une dernière mesure suggérée par Lee et Kong[3] est le revenu passé en tant que variable instrumentale

1. Polinsky, M.A., op. cit
2. Cette méthode a été proposée par Ramanathan, R., "Measuring Permanent Income of a Household: an Experiment in Methodology", J.P.E., 1980.
3. Lee, T.H. and Kong, C.M., "Elasticities of Housing Demand", Southern Economic Journal, November 1977.

pour le revenu permanent. Comme les données de 1970 n'étaient disponibles que pour une partie de l'échantillon, ces deux dernières mesures peuvent introduire un biais d'échantillonnage. En effet, les ménages ainsi exclus de l'échantillon sont ceux qui ont déménagé récemment. Or, dans la mesure où ceux qui déménagent ont une élasticité revenu plus grande, l'exclusion de ce groupe pourrait conduire à une sous-estimation de l'élasticité revenu.

Le second problème consiste à définir une variable de prix du service de logement. La plupart des études ont été incapables d'estimer le modèle précédent sur les données désagrégées en raison de l'absence d'informations sur le prix du logement. Les seules tentatives dans ce sens ont consisté à utiliser les données désagrégées sur les dépenses et le revenu en conjonction avec des indices de prix du logement par zone métropolitaine. Une telle procédure néglige de prendre en considération le fait que le prix d'une unité de logement varie d'une localisation à l'autre à l'intérieur d'une zone métropolitaine en raison des différences d'accessibilité à l'emploi. Ainsi, des ménages ayant mêmes revenus mais demeurant à des endroits différents peuvent consommer des quantités différentes de services en raison des différences même de prix qu'ils doivent confronter.

Afin d'obtenir des mesures du prix unitaire du logement, nous avons utilisé la méthode d'estimation des fonctions de prix hédoniques. On considère alors le logement comme un bien hétérogène caractérisé par un ensemble d'attributs dont les caractéristiques de localisation sont: l'accesssibilité à l'emploi, les caractéristiques du voisinage et autres. L'estimation de la relation entre le prix et les diverses caractéristiques

du logement donne une mesure des prix implicites de chacune des caractéristiques. Il est alors possible de générer le prix d'une unité standard en fonction des variables de localisation. La démarche consiste à estimer d'abord la relation suivante:

$$P = f(CP, CL\ u)$$

où P : est le prix de la maison dans le cas des propriétaires et le loyer dans le cas des locataires.

CP : représente le vecteur des caractéristiques physiques du logement et du bâtiment où ce logement est situé: type de bâtiment, nombre de pièces, surface, etc...

CL : représente l'ensemble des variables de localisation: l'accessibilité à l'emploi, l'environnement physique, etc...

u : un terme d'erreur aléatoire

On se sert ensuite des résultats de l'estimation pour contrôler l'influence moyenne des caractéristiques physiques sur le prix. On obtient alors le prix d'un logement standard à différentes localisations, soit:

$$\bar{P} = g(\overline{CP}, CL)$$

où g représente la fonction f telle qu'estimée par les moindres carrés et $\overline{CP}$ est la valeur moyenne dans l'échantillon des variables de caractéristiques physiques.

On trouvera au tableau 2, les résultats des régressions pour les fonctions de prix implicites sur le marché de la propriété de Montréal et Toronto.

TABLEAU 2

RESULTATS DE REGRESSION

PRIX HEDONIQUES

PROPRIETAIRES

Variables a)	Montréal	Toronto
constante	8.889	9.872
D1	- .087 *	- .1312 *
D2	- .145 *	- .2106 *
D3	- .395 *	- .0261 *
D4	- .398 *	- .2587 *
CONDO	-	- .2517 *
HIGH	- .0323	- .092 *
COMM	- .0481	.0458
PARC	-	-
EXT	.1268 *	.1307 *
AGE	.0598	.0623 *
SURFACE	.0083 *	.0003 *
PIECES	.0948 *	.0549 *
TEMPS	- .0007 **	- .0004
nombre d'observations	669	866
R^2	.52	.497

* = significatif au seuil de 1%

** = significatif à 5%

a) Définitions des variables

D1: maisons semi-détachées ou doubles

D2: maisons en rangée

D3: duplex détachés

D4: duplex attaché

CONDO: condominiums

HIGH: si un immeuble à appartement est voisin ou fait face à la résidence HIGH = 1; il prend la valeur zéro dans tous les autres cas.

COMM: si un établissement commercial est voisin ou fait face COMM = 1; il prend la valeur zéro dans tous les autres cas.

PARC: prend la valeur 1 si un espace récréatif est voisin ou fait face et la valeur 0 dans tous les autres cas.

EXT: variable sur l'état extérieur de la résidence et dont les valeurs les plus élevées témoignent du meilleur état.

AGE: âge de la structure codée de sorte que les valeurs les plus élevées témoignent des constructions les plus récentes.

SURFACE: surface en pieds carrés des pièces utilisables.

PIECES: nombre de pièces utilisables (excluant corridors, vestibules, etc...).

TEMPS: temps requis pour effectuer les déplacements au lieu de travail.

On constate que la plupart des coefficients sont significatifs et ont le bon signe. Les variables importantes dans le présent contexte sont les variables de localisation tels le temps de déplacement au travail, la présence dans le voisinage d'immeubles de fortes densités (HIGH), de commerce (COMM) ou encore d'un espace récréatif (PARC). Or, plusieurs de ces variables dont le temps de déplacement au travail ne sont pas significatifs. Ceci peut-être attribuable au fait que l'influence de l'accessibilité sur les prix ne provient pas uniquement de la proximité à l'emploi mais à l'ensemble des autres activités. A cet égard, une mesure d'accessibilité au centre-ville serait meilleure. Il y a aucun doute qu'une partie de l'influence de l'accessibilité sur les prix est captée par la variable de types de logement. Nous avons donc défini notre variable de prix unitaire de logement en utilisant comme variable de localisation l'accessibilité à l'emploi, la présence d'immeubles de forte densité ou de commerce dans le voisinage et le type de logement.

Les mesures d'élasticités obtenues des analyses de régression sur Montréal et Toronto sont présentées au tableau 3. Deux groupes de régressions sont présentées: un premier lorsque la variable dépendante est le prix et un deuxième groupe lorsque les dépenses de logement sont utilisées comme variable dépendante. Nous avons effectué la transformation Box-Cox sur les variables du modèle et la forme double logarithmique est apparue comme la meilleure. Les élasticités présentées au tableau sont donc basées sur des estimations du maximum de vraisemblance.(1) Nous allons discuter ces résultats dans le cadre des mesures d'élasticités trouvées par d'autres auteurs et plus particulièrement par Steele (2) pour le Canada.

---

(1) Voir Kmenta, Jan, Elements of Econometrics, MacMillan, 1976 pp. 466-473.

(2) Steele, M. (op. cit.)

Une première constatation portant sur les élasticités revenu est qu'elles sont fortement significatives et respectent nos attentes par rapport à la mesure du revenu qui est utilisée. En effet, l'élasticité revenue augmente de .14 à .24 et .39 lorsqu'on passe du revenu courant à une des mesures suggérées du revenu permanent. De plus, lorsqu'on ajoute au revenu le loyer implicite mesuré par un rendement sur l'équité,[1] les élasticités se rapprochent de un et même le dépassent dans le cas des mesures de revenu permanent. Deux facteurs toutefois tendent à surestimer les mesures d'élasticité; le fait que la variable prix plutôt que les dépenses de logement soit utilisée comme variable dépendante et une légère surreprésentation dans notre échantillon des maisons à prix élevés.

Pour Toronto, on retrouve cette même cohérence de la valeur des élasticités en fonction de la mesure du revenu mais les élasticités sont beaucoup plus faibles. Cet écart reflète les différences dans les alternatives qui s'offrent aux propriétaires sur chacun de ces marchés. En général, le niveau de revenu et de prix du terrain moins élevé à Montréal a permis le développement d'une gamme plus étendue d'alternatives sur le marché de la propriété. En effet, Montréal se caractérise par une proportion relativement grande de propriétaires dans des formes plus denses comme le duplex ou le triplex. Dans notre échantillon, pour Toronto, la proportion de maisons non-attenantes et semi-attenantes est beaucoup plus forte avec 84,2 pour cent contre 72,1 pour cent pour Montréal. Ceci a pour effet de conduire à des élasticités revenues plus faibles à Toronto relativement à Montréal.

---

1) Il est important de souligner qu'en ajoutant ainsi au revenu un loyer implicite, ceci peut entrainer un biais de simultanéité dans la mesure où le loyer implicite dépend en partie du prix de la propriété.

Tableau 3

Sommaire des mesures d'élasticité

prix et revenu pour Montréal et Toronto

(propriétaires)

Variable dépendante = log-prix

	MONTREAL			TORONTO		
	$E_{y.p}$	$E_{p.y}$	$E_{y.o}$	$E_{y.p}$	$E_{p.y}$	$E_{y.o}$
Revenu courant	0.14	-1.83	0.12	0.09	-0.07	0.10
	(3.12)	(-4.83)	(2.63)	(3.54)	(5.3)	(3.76)
Revenu courant & équité	0.72	-1.66	0.72	0.35	-0.20	0.36
	(14.86)	(-4.11)	(14.85)	(10.88)	(4.93)	(11.2)
Revenu permanent I	0.24	-1.83	0.20	0.14	-0.11	0.16
	(3.28)	(-4.38)	(2.79)	(4.53)	(5.13)	(4.9)
Revenu permanent II	0.39	-1.91	0.33	0.21	-0.13	0.23
	(4.82)	(-4.82)	(4.07)	(5.65)	(5.0)	(6.1)
Revenu permanent I & équité	1.04	-1.38	1.06	0.42	-0.26	0.44
	(19.7)	(-2.6)	(20.15)	(4.6)	(12.43)	(12.86)
Revenu permanent II & équité	1.24	-1.45	1.26	0.55	-0.30	0.56
	(22.6)	(-3.3)	(22.8)	14.4	(4.54)	(14.8)

Variable dépendante = log-dépenses de logement

	MONTREAL			TORONTO		
	$E_{y.p}$	$E_{p.y}$	$E_{y.o}$	$E_{y.p}$	$E_{p.y}$	$E_{y.o}$
Revenu courant	0.08	-1.91	0.06	0.11	-0.21	0.12
	(2.51)	(-6.43)	(1.77)	(5.05)	(5.16)	(5.28)
Revenu courant & équité	0.47	-1.81	0.48	0.31	-0.30	0.32
	(12.65)	(-6.45)	(12.5)	(10.9)	(4.82)	(11.2)
Revenu permanent I	0.18	-1.92	0.14	0.11	-0.21	0.12
	(3.34)	(-6.54)	(2.60)	(3.96)	(5.06)	(4.36)
Revenu permanent II	0.29	-1.98	0.23	0.21	-0.26	0.23
	(4.83)	(-6.96)	(3.66)	(6.54)	(4.87)	(6.94)
Revenu permanent I & équité	0.72	-1.61	.75	0.29	-0.32	0.31
	(17.5)	(-5.31)	(17.8)	(9.25)	(4.6)	(9.71)
Revenu permanent II & équité	0.85	-1.66	0.88	0.44	-0.37	0.45
	(19.6)	(-6.02)	(19.7)	(12.6)	(4.46)	(13.04)

---

a) Les chiffres entre parenthèses sont les t-statistiques.

b) Revenu permanent I est le revenu de 1970.

c) Revenu permanent II est la moyenne du revenu présent et passé.

Une seconde constatation qui se dégage des résultats précédents est que l'exclusion de la variable prix dans l'estimation utilisant des données micro sur un seul marché n'affecte pas de façon sensible la mesure de l'élasticité revenue. En effet, lorsqu'on compare les estimés $E_{y.p}$ et $E_{y.c}$ on ne voit pas de différences sensibles. Il apparait donc que les erreurs de spécifications dues à l'exclusion de la variable prix sont moins importantes que les erreurs attribuables à l'utilisation de variables inappropriées comme mesures du revenu ou encore des dépenses de logement.

La discussion précédente porte sur les estimations utilisant le prix comme variable dépendante. Or, le prix n'est pas une mesure parfaite du niveau des dépenses et, comme nous l'avions mentionné, tend à surestimer les mesures d'élasticité revenue. Lorsqu'on utilise les dépenses de logement incluant le coût de l'équité, les élasticité revenus utilisant des mesures de revenue permanent varient entre .72 et .85, à Montréal et .29 et .44 à Toronto. On se rapproche sensiblement du concensus qui semble se dégager sur la valeur de l'élasticité revenue. Dans ce contexte, les élasticités de .40 et .18 trouvée par Steele[1] pour Montréal et Toronto respectivement sont considérablement sousestimées, en raison surtout de l'utilisation de mesures de revenue et de dépenses de logement inadéquates.

Quant aux élasticités prix, le nombre d'études permettant de comparer nos résultats est beaucoup moins important et le champs de variations des mesures d'élasticité beaucoup plus grand. Il apparait que les es-

---

(1) Steele, M. op. cit.

timés sont sensibles au type de mesures de prix utilisées et à la spécification du modèle. La référence aux modèles de localisation nous indique en effet que l'élasticité prix sera d'autant plus grande que la structure des prix fonciers diminue rapidement avec la distance [1]. Nos estimés des fonction de prix hédoniques confirment cette relation alors que le gradient du prix du logement par rapport au temps de déplacement est beaucoup plus élevé à Montréal qu'à Toronto. De plus une gamme plus étendue d'alternatives favorise une réaction plus grande aux variations spatiales de prix. Les élasticités prix obtenues varient entre -1.30 et -1.83 pour Montréal et -.07 et -.30 pour Toronto.

Nos résultats permettent d'établir que les élasticités revenues sont beaucoup plus élevées que celles obtenues par Steele et se situeraient entre .72 et .85 pour Montréal et .29 et .44 pour Toronto. Il ressort également que le fait d'exclure la variable prix de l'équation n'influence pas de façon sensible les mesures d'élasticité revenue. Le choix des variables de dépenses et de revenue apparait comme un élement beaucoup plus important sur la sensibilité des résultats.

---

1) Voir Kem, J.B. et Sirmans, C.F. "Urban Land Value Functions and the Price Elasticity of Demand for Housing." Journal of Urban Economics, 1979.

BIBLIOGRAPHIE

CARLINER, G.,"Income Elasticity of Housing Demand", Review of Economic Studies, 55, 1973.

DAGENAIS, M., "La demande d'habitation est-elle élastique? Un essai de réconciliation d'analyse économique", Actualité Economique, vol. 46, juillet 1970.

DE LEENW, F., "The Demand for Hoursing: A Review of Cross-Section Evidence", Review of Economic and Statistics, vol. 53, février 1971.

FEIGE, E et WATTS, H., "An Investigation of the Consequences of Partial Aggregation of Micro-Economic Data". Econometrica, 40, mars 1972.

JOHNSTON, J. Econometric Methods, McGraw Hill Inc. 1972.

KAU, J.B. et SIRMANS, C.F. "Urban Land Value Functions and the Price Elasticity of Demand for Housing", Journal of Urban Economics, 1979.

KMENTA, Jan, Elements of Econometrics, MacMillan, 1976

LEE, T.H. "The Demand for Housing: A Cross Section Analysis". Review of Economic Studies, vol. 45, 1963.

LEE, T.H. et KING, C.M., "Elasticities of Housing Demand", Southern Economic Journal, nov. 1977.

MAISEL, S.J., BURNHAM et AUSTIN, The Demand for Housing: a Review of Economic and Statistics, 53, 1971.

MUTH, R.F., "The Demand for Non-Farm Housing" in the Demand for Durable Goods, Ed. Harberger, A. Chicago, 1960.

POLINSKY, A.M., "The Demand for Housing: a Study in Spécification and Grouping", Econometrica, vol. 45, 1977.

POLINSKY, A.M. et ELLWOOD, "An Empirical Reconciliation of Micro and Grouped Estimates of the Demand for Housing", Review of Economics and Statistics 61(02) May 1979.

RAMANATHAN, R., "Measuring Permanent Income of Households: an Experiment in Methodology", Journal of Political Economy, 1980.

REID, M., Housing and Income, University of Chicago Press, Chicago, 1962.

SMITH, B. et CAMBELL, J.M., "Aggregation Bias and Demand for Housing" International Economic Review, 19, juin 1978.

STEELE, M., La demande de logement au Canada; Statistique Canada, cat. 99-763F, 1979.

WINGER, A.R., "Housing and Income", Western Economic Journal, 1968.